

O Relacionamento entre a Taxa de Câmbio R\$/US\$ e Fundamentos

Rodrigo Medeiros

José Luiz Rossi Júnior

Insper Working Paper

WPE: 190/2009



Copyright Insper. Todos os direitos reservados.

É proibida a reprodução parcial ou integral do conteúdo deste documento por qualquer meio de distribuição, digital ou impresso, sem a expressa autorização do Insper ou de seu autor.

A reprodução para fins didáticos é permitida observando-se a citação completa do documento

O RELACIONAMENTO ENTRE A TAXA DE CÂMBIO R\$/US\$ E FUNDAMENTOS

Rodrigo Medeiros (ING Bank e Insper – Ibmec São Paulo)

José Luiz Rossi Júnior (Insper – Ibmec São Paulo)

Abstract

O trabalho analisa o relacionamento entre a taxa de câmbio R\$/US\$ e fundamentos econômicos utilizando dados diários no período de abril de 2005 a abril de 2009. Os resultados encontrados utilizando testes convencionais de causalidade de Granger indicam que movimentos da taxa de câmbio trazem informação sobre a trajetória futura dos fundamentos principalmente sobre o diferencial de taxa de juros. Em contrapartida, não foi encontrada evidência que movimentos dos fundamentos antecipem movimentos da taxa de câmbio. Os resultados são robustos quanto a uma possível instabilidade nos parâmetros nos testes tradicionais de causalidade. Os resultados encontrados através da utilização de testes robustos com relação à instabilidade nos parâmetros confirmam os modelos onde a taxa de câmbio é vista como o valor presente dos fundamentos.

Keywords: Taxa de Câmbio; fundamentos; valor presente; causalidade.

JEL Classification: F31; F41.

1. INTRODUÇÃO

Modelos macroeconômicos para economias abertas usualmente apontam a taxa de câmbio como sendo determinada em equilíbrio por uma gama de fundamentos. Dependendo do modelo utilizado variáveis como inflação, taxa de juros, gastos públicos, crescimento da economia e oferta monetária são vistas como cruciais para a determinação da taxa de câmbio.¹ Embora estes modelos vêm dominado a análise macroeconômica em economias abertas, a literatura empírica ainda apresenta relativo suporte a tais modelos.

Em um clássico trabalho, Meese e Rogoff (1983) demonstraram que um simples modelo de random walk prevê a taxa de câmbio melhor do que diversos modelos que utilizam os fundamentos econômicos. Desde então com séries temporais mais longas e o aprimoramento das técnicas econométricas diversos trabalhos trouxeram evidências que os modelos com fundamentos apresentam um bom poder preditivo com relação à trajetória da taxa de câmbio.² Entretanto, conforme apontado por Cheung, Chinn e Pascual (2002), nenhum modelo se provou robusto a utilização em diferentes economias ou em uma mesma economia, porém para diversos prazos de tempo.

Engel e West (2003) demonstraram que a imprevisibilidade da taxa de câmbio pode não ser uma evidência contra os modelos e sim uma consequência deles. Os autores mostram que em um modelo *forward looking* com expectativas racionais, a taxa de câmbio pode ser definida como sendo o valor presente de uma combinação linear de fundamentos e choques não observados. Eles demonstram que neste caso a taxa de câmbio terá o comportamento semelhante a um *random walk* se ao menos um dos fundamentos ou choques não observados forem I(1), ou seja, com raiz unitária; e se a taxa de desconto utilizada for próxima de um.

No trabalho os autores também discutem a relação dos fundamentos e a variação do câmbio, demonstrando que na teoria o câmbio é determinado pelos fundamentos tais como oferta monetária, produto e taxa de juros. Entretanto, os fundamentos não conseguem prever o comportamento do câmbio de forma robusta. A conclusão dos autores recai sobre o fato que sob expectativas racionais, e que tais expectativas refletem a informação sobre fundamentos futuros, então o câmbio será útil em prever as mudanças nesses fundamentos e não o inverso. Além disso, outra conclusão dos autores é que a imprevisibilidade do câmbio ocorre, pois a dinâmica do câmbio é dominada pelos choques não observados e isto se deve ao fato que os fundamentos testados tiveram fraco poder de explicação do câmbio. Em um trabalho subsequente, Engel e West (2005) encontram que a taxa de câmbio pode causar no sentido de Granger a oferta monetária, e os fundamentos que a determinam, pois a política monetária reage à mudança do câmbio para ajustar a oferta monetária.

Rogoff, Rossi e Chen (2008) discutem a endogeneidade dos fundamentos e com o intuito de incluir variáveis exógenas na formulação do teste utilizaram índices personalizados de commodities representativos das exportações de países exportadores de commodities e de câmbio flutuante para verificar a existência da relação causal entre os fundamentos e o câmbio. Os autores utilizaram testes de causalidade de Granger aplicando teste robusto à instabilidade de parâmetros. A conclusão foi a evidência robusta encontrada que o câmbio desses países é significativo para prever o preço futuro das commodities, ou seja, contem informação sobre as commodities.

O trabalho tem como objetivo analisar o relacionamento entre a taxa de câmbio R\$/US\$ e os fundamentos partindo de um modelo onde a taxa de câmbio é considerada como sendo o valor presente dos fundamentos. Desta maneira, é analisado para o caso brasileiro o sentido da causalidade entre a taxa de câmbio e fundamentos utilizando dados diários no período de Abril de 2005 a Abril de 2009.

Os resultados encontrados através dos testes convencionais de causalidade de Granger indicam que a taxa de câmbio possui informações sobre os fundamentos. Não foram encontradas evidências robustas que os fundamentos possuem alguma informação sobre o câmbio.

Diante da complexidade das relações macroeconômicas, é razoável assumir a existência de alterações estruturais nas diversas economias fazendo que a importância dos fundamentos para a determinação do câmbio sejam variáveis no tempo, e que, nem todos os fundamentos sejam observados. Nesse sentido, a abordagem econométrica tradicional se demonstra limitada para

¹ A alternativa a esses modelos seriam os modelos de equilíbrio de portfólio onde a taxa de câmbio é determinada pela oferta e demanda de ativos domésticos e estrangeiros.

² Exemplos são Johnston e Sun (1997), MacDonald e Marsh (1997), MacDonald (1999), Alquist e Chinn (2006) dentre vários outros trabalhos.

analisar o efeito dos fundamentos em relação à dinâmica do câmbio. Isto, pois esta abordagem considera apenas as variáveis observadas, o que gera instabilidade nos parâmetros, e que assume os parâmetros invariáveis no tempo.

Uma análise da relação causal é feita então utilizando teste robusto a instabilidade de parâmetros como apresentado por Rossi (2005), onde são evidenciados resultados favoráveis à formulação teórica que o câmbio causa no sentido de Granger os fundamentos.

O trabalho foi estruturado da seguinte forma: na seção 2, descreve-se o modelo econômico utilizado; os dados utilizados e suas transformações são apresentados na seção 3 e os testes econométricos e resultados são apresentados na seção 5. A seção 6 conclui.

2. O relacionamento câmbio e fundamentos

De acordo com o modelo de Cagan, que descreve a dinâmica do nível de preço em relação a demanda por moeda, o equilíbrio monetário é dado por:

$$m_t - p_t = -\eta E_t(p_{t+1} - p_t) \quad (1)$$

Onde $m_t = \log M_t$ que é a transformação da demanda por moeda, $p_t = \log P_t$ que é a transformação do nível de preço e η é a semi-elasticidade da demanda por moeda em relação à inflação.

A equação (1) é a equação diferencial de primeira ordem da dinâmica do nível de preço em termos da oferta monetária, que é considerada exógena. Utilizando como base essa descrição da dinâmica podemos generalizá-la para a dinâmica da cotação do câmbio substituindo m_t por um fundamento qualquer f_t e o preço p_t pelo câmbio s_t e assumindo que η é o fator de desconto que calcula o valor presente. Assim temos a dinâmica do câmbio descrita pelos seus fundamentos da seguinte maneira:

$$f_t - s_t = -\eta E_t(s_{t+1} - s_t) \quad (2)$$

reescrevendo a equação (2) isolando f_t e s_{t+1} obtemos:

$$s_t = \frac{1}{1+\eta} f_t + \frac{\eta}{1+\eta} E_t s_{t+1} \quad (3)$$

Portanto, o câmbio de hoje depende do valor futuro esperado do câmbio. Reescrevendo a equação (3) para o próximo período e tomando as expectativas temos que:

$$E_t s_{t+1} = \frac{1}{1+\eta} E_t f_{t+1} + \frac{\eta}{1+\eta} E_t s_{t+2} \quad (4)$$

Substituindo (4) em (3) temos que:

$$s_t = \frac{1}{1+\eta} \left(f_t + \frac{\eta}{1+\eta} E_t f_{t+1} \right) + \left(\frac{\eta}{1+\eta} \right)^2 E_t s_{t+2} \quad (5)$$

Repetindo o procedimento sucessivamente e eliminando s_{t+2} , s_{t+3} , e assim por diante obtemos a seguinte equação:

$$s_t = \frac{1}{1+\eta} \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{\eta}{1+\eta} \right)^{s-t} E_t f_s + \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{\eta}{1+\eta} \right)^T E_t s_{t+T} \quad (6)$$

O limite do segundo termo da equação é zero a não ser que o valor do log do câmbio cresça exponencialmente a uma taxa $\frac{1+\eta}{\eta}$. Dessa forma, se escrevermos o segundo termo em função do desvio do fundamento obtemos:

$$\begin{aligned} & \frac{1}{1+\eta} \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{\eta}{1+\eta} \right)^{s-t} b_0 \\ b_0 &= s_0 - \frac{1}{1+\eta} \sum_{s=0}^{\infty} \left(\frac{\eta}{1+\eta} \right)^s f_s \end{aligned} \quad (7)$$

Logo, assumindo a não existência de bolhas especulativas, $b_0 = 0$, ou seja, a cotação depende apenas dos fundamentos. Então, a equação do câmbio, assumindo a não existência de bolhas, passa a ser definida por:

$$s_t = \frac{1}{1+\eta} \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{\eta}{1+\eta} \right)^{s-t} E_t (f_s + z_s) \quad (8)$$

Onde:

$s_t = \log(S_t)$ e S_t é o nível da cotação do câmbio;

$z_t = \log(Z_t)$ e Z_t é o nível do fundamento não-observável;

$f_t = \log(F_t)$ e F_t é o nível do fundamento observável;

η é o fator de desconto, considerada constante no tempo no modelo.

Neste caso, na equação (8), os fundamentos observáveis f_t e os não observáveis z_t foram diferenciados, pois os reais fundamentos podem ser medidos com erro e que será capturado em f_t e o erro de medida será capturado em z_t , assim como qualquer choque não observado que ocorra.

Desta maneira, nos modelos de determinação de cotação câmbio de valor presente está implícito que a cotação de câmbio cause no sentido de Granger os fundamentos já que movimentos do câmbio devem preceder os movimentos dos fundamentos macroeconômicos.

3. BASE DE DADOS

A seleção das variáveis utilizadas como fundamentos foi feita com base nos trabalhos sobre previsibilidade de câmbio e de relação entre fundamentos e câmbio. Dentre as variáveis classicamente utilizadas, extraídas dos principais modelos de dinâmica de câmbio, foram utilizadas aquelas que são cotadas diariamente ou extraídas de dados de mercado que são cotados diariamente. Tal periodicidade foi escolhida para aumentar a quantidade de dados podendo estabelecer resultados econométricos mais robustos.

Com base nos produtos financeiros oferecidos no mercado tanto brasileiro como norte-americano foi considerada a utilização de cinco fundamentos: a) diferencial entre a taxa de juros nominal brasileira e americana; b) diferencial entre a taxa de inflação implícita entre os dois países; c) diferencial entre a taxa de juros real; d) pontos acima do juros americanos para precificação dos swaps de risco de crédito da dívida soberana brasileira (Credit Default Swap spread *level/s*); e) índice de preços de commodities.

De acordo com as evidências encontradas por MacDonald e Marsh (1997) apenas o diferencial de taxa de juros nominal e o diferencial de índice de preços possuem um poder de previsibilidade do câmbio significativo. Da mesma forma, Engel e West (2003) evidenciaram que o câmbio possui uma relação causal com estes fundamentos. Portanto, foi utilizado nesse trabalho o diferencial de taxa de juros nominais, taxa de juros reais e taxa de inflação implícita nos swaps e títulos indexados à inflação.

Liu, Longstaff e Mandell (2006), em seu trabalho sobre o papel do risco de liquidez e default na cotação dos swaps de taxa de juros, encontraram evidências que uma parcela significativa da spread cobrado nos swaps provém do risco de crédito, chamado de prêmio por risco de default. Considerando que a variação do câmbio pode mudar o índice de endividamento e um país, devido ao perfil de sua dívida e ativos, e consecutivamente modificar a probabilidade de default, foi utilizado o preço dos credit default swaps como sendo uma das variáveis que podem conter informação sobre o câmbio.

Rogoff, Rossi e Chen (2008) encontraram evidências que o câmbio de países tipicamente exportadores de commodities possui informação sobre o preço das commodities que exportam. Os autores alegam que o preço de commodities é uma das poucas variáveis que pode se considerar exógena pois é negociada mundialmente e dificilmente um país terá poder suficiente para influenciar seus preços. Desta forma foi incluído um índice de commodities calculado com base nas exportações brasileiras ponderada por tipo de commodity associada.

Com exceção do índice de commodities, por existir baixa liquidez em contratos futuros, as variáveis foram extraídas de títulos ou instrumentos derivativos com vencimento em um, dois, três e cinco anos. Todas as análises efetuadas foram feitas com as variáveis no mesmo vencimento. Os quatro testes para cada um dos fundamentos foram efetuados para identificar se existe um padrão nas expectativas dos fundamentos em períodos diferentes.

A série histórica diária utilizada inicia em 4 de abril de 2005, pois os títulos indexados a inflação brasileiros começaram a ter maior liquidez a partir de 2005. A última observação é datada de 30 de abril de 2009. Para aqueles dias em que não havia alguma das cotações necessárias para alguma das variáveis, tal dia foi excluído da série histórica para todas as variáveis.

3.1 Taxa de Câmbio (*s*)

A taxa de câmbio utilizada foi o spot calculado com base no preço do fechamento do primeiro contrato de futuro de dólar contra reais, divulgado pela Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), e descontado os pontos do "casado" (pontos forward do primeiro futuro) divulgado pelo banco Pine na Bloomberg.

3.2 Diferencial de Taxa de Juros Nominais (*dir*)

O diferencial de taxas de juros nominais foi extraído por meio do diferencial das curvas de juros pré-fixadas dos dois países. Este diferencial foi obtido conforme equação abaixo:

$$dir_i = \left[\frac{\left(1 + \frac{ir_{BRZ,i}}{360} \times prazo_i \right)}{\left(1 + \frac{ir_{US,i}}{360} \times prazo_i \right)} - 1 \right] \times \frac{360}{prazo_i} \quad (9)$$

Onde:

- dir* = diferencial de taxa de juros anualizada;
- ir_{BRZ}* = taxa de juros anualizada brasileira expressa em dias corridos;
- ir_{US}* = taxa de juros anualizada americana;
- prazo_i* = prazo da análise.

A taxa de juros americana foi extraída dos swaps de libor contra taxa pré-fixada sem pagamentos de cupom intermediários do pool da Bloomberg com cotações médias. Essa taxa é denominada em dias corridos com ano de 360 dias e as séries de dados da Bloomberg já apresenta as taxas nos vencimentos utilizados.

A taxa de juros brasileira foi extraída dos contratos de futuros de taxa de juros da BMSF. Tal taxa é denominada como juros compostos com capitalização diária em dias úteis com ano de 252 dias. Foram utilizados os contratos anteriores e posteriores ao vencimento desejado e foi interpolado o PU (preço unitário) com a metodologia de *flat forward* para extrair a taxa do vencimento desejado. Após isso, a taxa foi convertida para a mesma denominação da taxa americana conforme a equação:

$$ir_{BRZ,i} = \left[(1 + ir_i)^{\frac{du_i}{252}} - 1 \right] \times \frac{360}{prazo_i} \quad (10)$$

Onde:

ir_i = taxa de juros interpolada dos futuros composta diariamente em dias úteis;

du_i = dias úteis da taxa equivalente aos dias corridos definidos por $prazo_i$

3.3 Diferencial de Inflação Implícita (dii)

O diferencial de inflação implícita entre os dois países, foi calculado com base nos swaps e títulos indexados à índices de inflação e nas taxas de juros pré-fixadas nominais conforme equação abaixo:

$$dii_i = \left[\frac{\left(1 + \frac{ii_{BRZ,i}}{360} \times prazo_i \right)}{\left(1 + \frac{ii_{US,i}}{360} \times prazo_i \right)} - 1 \right] \times \frac{360}{prazo_i} \quad (11)$$

Onde:

dii_i = diferencial de inflação implícita anualizada;

ii_{BRZ} = inflação implícita anualizada brasileira expressa em dias corridos;

ii_{US} = inflação implícita anualizada americana.

A inflação implícita americana foi calculada de acordo com os swaps de inflação americanos extraídos da Bloomberg. Tais swaps são especificados como não tendo cupons intermediários e liquidados pelo diferencial entre uma taxa de juros pré-fixada, pactuada na contratação, e o índice de inflação corrigido. Portanto a taxa pré-fixada do contrato é a taxa de juros real média esperada pelo mercado, durante o período do swap. Descontando tal taxa da taxa pré-fixada obtemos a inflação implícita:

$$ii_{US,i} = \left[\frac{\left(1 + \frac{ir_{US,i}}{360} \times prazo_i \right)}{\left(1 + \frac{rr_{US,i}}{360} \times prazo_i \right)} - 1 \right] \times \frac{prazo_i}{360} \quad (12)$$

Onde:

rr_{US} = taxa pré-fixada dos swaps de inflação.

A inflação implícita brasileira foi extraída dos títulos brasileiros indexados à inflação, chamados NTN-B com indexação ao IPCA. Como estes títulos pagam cupom, foi construída a curva de IPCA interpolando os pontos intermediários e fazendo a conversão

da taxa exponencial para dias úteis para a mesma medida dos swaps americanos com a mesma metodologia adotada para a taxa de juros nominais. Para calcular a inflação implícita também foi utilizada a mesma metodologia dos títulos americanos.

3.4 Diferencial de Taxa de Juros Reais (ds)

Para o diferencial de taxa de juros reais, foram utilizadas as duas variáveis já calculadas, inflação implícita e taxa de juros nominais conforme abaixo:

$$ds_i = \left[\frac{\left(1 + \frac{ir_{BRZ,i}}{360} \times prazo_i \right)}{\left(1 + \frac{ii_{BRZ,i}}{360} \times prazo_i \right)} - \frac{\left(1 + \frac{ir_{US,i}}{360} \times prazo_i \right)}{\left(1 + \frac{ii_{US,i}}{360} \times prazo_i \right)} \right] \times \frac{360}{prazo_i} \quad (13)$$

3.5 Credit Default Swap (cds)

Os pontos de CDS, foram obtidos por meio da Bloomberg, utilizando a cotação média, que consiste em uma média entre um pool de provedores. Estes pontos são utilizados no swap onde uma das partes paga uma taxa de juros fixa americana, mais comumente com pagamentos trimestrais, de acordo com a curva de juros americana do dia e em contrapartida tem o direito a receber integralmente um valor de nominal ou títulos, da dívida brasileira caso o Brasil não honre seus passivos. Portanto, os pontos do swap de crédito é uma função do risco implícito de crédito e uma taxa de recuperação. A medida que buscamos como fundamento é exatamente a percepção do mercado do risco de crédito do Brasil, que pode estar relacionada a movimentação das dívidas e reservas em moeda estrangeira.

3.6 Índice de Commodities (ic)

As exportações brasileiras de commodities entre o período de 2004 a 2008 tiveram um aumento de 104% em moeda estrangeira. A utilização das commodities como fundamento para a dinâmica do câmbio para países tipicamente exportadores vem sido estudado na literatura. Entretanto, o mix de exportações de cada país é diferente o que impossibilita a utilização de um índice de commodity específico, mas sim um índice representativo do país.

Para este trabalho, foi construído um índice específico para o Brasil ponderando índices setoriais de commodities pelo volume de exportações do setor. O volume de exportações para o caso brasileiro foi extraído da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex) e a cotação dos índices setoriais de preços de commodities foram extraídos do S&P Goldman Sachs Commodity Indices (S&P GSCI) divulgado na Bloomberg.

A ponderação leva em conta que do total das exportações brasileiras, algumas categorias foram associadas a um índice de commodity. Foi considerado as exportações associadas como o total das exportações e então cada índice foi ponderado utilizando o peso calculado no ano anterior.

A tabela 1 demonstra os volumes de exportações identificadas e o índice de commodity utilizado para cada uma das categorias de exportação assim como o total de exportações que não foram consideradas no cálculo da ponderação.

Tabela 1 – Volume Exportações e Índice de Commodities associado

Categoria Exportação (Funcex) Índice Associado (S&P GSCI)	2004 Volume %Tot Ut.	2005 Volume %Tot Ut.	2006 Volume %Tot Ut.	2007 Volume %Tot Ut.	2008 Volume %Tot Ut.
Óleos Vegetais	4.784	4.286	3.757	4.788	7.290

Bean Oil (SPGSBO)	7,5%	5,4%	4,1%	4,4%	5,2%
Açúcar	2.646	3.924	6.169	5.101	5.484
Sugar (SPGSSB)	4,1%	4,9%	6,7%	4,7%	3,9%
Abate Animais	6.226	8.083	8.429	10.982	14.156
Agricul. and Live. (SPGSAL)	9,7%	10,1%	9,2%	10,1%	10,2%
Café	2.058	2.929	3.364	3.892	4.763
Coffee (SPGSKC)	3,2%	3,7%	3,7%	3,6%	3,4%
Refino Petróleo e Petroq.	4.391	6.283	7.569	8.807	9.104
GasOil (SPGSGD)	6,9%	7,9%	8,3%	8,1%	6,5%
Peças e outros veículos	9.958	10.678	11.689	14.014	1.628
Industrial Metals (SPGSIN)	15,6%	13,4%	12,8%	12,9%	11,7%
Veículos automotores	4.869	6.859	7.073	7.470	7.938
Industrial Metals (SPGSIN)	7,6%	8,6%	7,7%	6,9%	5,7%
Máquinas e Tratores	5.173	6.559	6.995	8.354	9.703
Industrial Metals (SPGSIN)	8,1%	8,2%	7,6%	7,7%	7,0%
Outros Produtos Metal.	1.337	1.594	1.853	2.124	3.003
Industrial Metals (SPGSIN)	2,1%	2,0%	2,0%	2,0%	2,2%
Siderurgia	6.856	8.795	9.130	9.807	13.150
Industrial Metals (SPGSIN)	10,7%	11,0%	10,0%	9,1%	9,5%
Petróleo e Carvão	2.528	4.165	6.895	8.906	13.684
Petroleum (SPGSPT)	4,0%	5,2%	7,5%	8,2%	9,8%
Extrativa Mineral	6.190	9.152	11.197	13.582	20.236
Non-Precious (SPGSXP)	9,7%	11,5%	12,2%	12,6%	14,5%
Agropecuária	6.955	6.524	7.338	10.390	14.354
Agric. and Live. (SPGSAL)	10,9%	8,2%	8,0%	9,6%	10,3%
Exportações Utilizadas	63.968	79.831	91.459	108.214	139.150
% do total de exportações	66%	67%	66%	67%	70%
Outras Exportações	32.710	38.699	46.348	52.435	58.793
Total	96.678	118.529	137.808	160.649	197.942

Volume em milhões de dólares

% Tot Ut. Proporção com relação ao total de exportações utilizadas

A tabela 2 demonstra o total de exportações já agrupado por índice de commodities associado e sua participação no índice específico representativo do Brasil. Verifica-se que as ponderações permaneceram estáveis, onde a principal mudança ocorreu na redução da participação de metais industriais e no aumento da participação do petróleo e extração mineral de metais não preciosos.

Tabela 2 – Excorticates ponderadas por Índice de Commodities

Índice Associado (S&P GSCI)	2004 Volume %Peso	2005 Volume %Peso	2006 Volume %Peso	2007 Volume %Peso	2008 Volume %Peso
Bean Oil (SPGSBO)	4.784 7,5%	4.286 5,4%	3.757 4,1%	4.788 4,4%	7.290 5,2%
Sugar (SPGSSB)	2.646	3.924	6.169	5.101	5.484

	4,1%	4,9%	6,7%	4,7%	3,9%
Agric. and Livestocks (SPGSAL)	13181 20,6%	14.607 18,3%	15.767 17,2%	21.372 19,7%	28.510 20,5%
Coffee (SPGSKC)	2.058 3,2%	2.929 3,7%	3.364 3,7%	3.892 3,6%	4.763 3,4%
GasOil (SPGSGO)	4.391 6,9%	6.283 7,9%	7.569 8,3%	8.807 8,1%	9.104 6,5%
Industrial Metals (SPGSIN)	28.192 44,1%	34.485 43,2%	36.740 40,2%	41.768 38,6%	50.078 36,0%
Petroleum (SPGSPT)	2.528 4,0%	4.165 5,2%	6.895 7,5%	8.906 8,2%	13.684 9,8%
Non-Precious (SPGSXP)	6.190 9,7%	9.152 11,5%	11.197 12,2%	13.582 12,6%	20.235 14,5%
Total	63.968	79.831	91.459	108.214	139.150

Volume em milhões de dólares

% Peso é a participação do índice específico no índice de commodities representativo do Brasil.

3.7 Estatística descritiva

Efetuada uma estatística descritiva das séries é possível verificar a existência de média próxima de zero, com exceção do diferencial de taxa de juros nominais, que pode ser associado ao período em questão onde houve o esforço em reduzir a taxa de juros nominais para níveis menores gerando uma tendência na série. Entretanto, o desvio padrão é muito grande, fato já conhecido aos países emergentes pela grande vulnerabilidade de capital.

Tabela 3 – Estatísticas básicas das séries em primeira diferença

f_i	Estat.	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
<i>spot</i>	Media	-0.02046			
	DesvPad	1.207604			
<i>ic</i>	Média	0.000005			
	DesvPad	0.006547			
<i>cds</i>	Media	0.024869	-0.01802	-0.03419	-0.04628
	DesvPad	5.74911	6.023357	5.608519	4.939783
<i>dii</i>	Media	-0.004708	-0.005132	-0.006199	-0.007748
	DesvPad	0.271834	0.182109	0.162758	0.176849
<i>dir</i>	Media	-0.624754	-0.706366	-0.81302	-0.957455
	DesvPad	0.124186	0.14636	0.16296	0.195229
<i>ds</i>	Media	-0.01106	-0.01228	-0.01457	-0.01882
	DesvPad	0.329073	0.263418	0.264269	0.305693

1 – para os dados do câmbio spot e índice de commodities, o valor do teste é apurado para o dia t e não para 1 ano.

3.8 Teste de Raiz Unitária (ADF)

Como amplamente conhecido e já considerado como fato estilizado para as séries temporais, as séries possuem alta persistência, ou seja, possuem raiz unitária. Após efetuar teste Augmented Dickey-Fuller, e não ser possível rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária, todas as séries foram transformadas onde as taxas de juros *dir*, *dii* e *ds* foram utilizadas em primeira diferença. Já o câmbio, o índice de commodities e o *cds* foram utilizados em primeira diferença do seu logaritmo.

Tabela 4 – Teste de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller (ADF)

f_i	Estat.	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
$spot$	t-Stat	-24.563			
	p-valor	0***			
ic	t-Stat	-32.948			
	p-valor	0***			
cds	t-Stat	-28.717	-28.359	-27.475	-26.534
	p-valor	0***	0***	0***	0***
dii	t-Stat	-18.044	-37.037	-34.469	-37.487
	p-valor	0***	0***	0***	0***
Dir	t-Stat	-35.409	-35.602	-35.759	-36.135
	p-valor	0***	0***	0***	0***
ds	t-Stat	-17.967	-36.706	-35.629	-37.48
	p-valor	0***	0***	0***	0***

A tabela demonstra p-valores para o teste de raiz unitária ADF onde a hipótese nula é existir uma raiz unitária. Os asteriscos demonstram rejeição da hipótese nula a um nível de significância de respectivamente 1%***, 5%(**) e 10%(*), indicando evidência de não existência de raiz unitária nas séries históricas.

1 – para os dados do câmbio spot e índice de commodities, o valor do teste é apurado para o dia t e não para 1 ano.

4 Metodologia e Resultados

Inicialmente foi realizado o “tradicional” teste de causalidade de Granger. Em Seguida, é feita uma análise da estabilidade dos parâmetros na realização do teste. Ademais, de acordo com a dinâmica da cotação de câmbio em (8), que demonstra que o câmbio é determinado por variáveis observadas e não observadas o resultado do teste pode não ser adequado, pois as variáveis não observadas podem levar os parâmetros a serem variantes no tempo, e no teste tradicional de Granger é assumido que os parâmetros são constates. Portanto foi também aplicado nas regressões testes de instabilidade nos parâmetros. Por fim, a causalidade é novamente testada com o método proposto por Rossi (2005b) onde a estabilidade dos parâmetros é considerada na realização do teste.

4.1 Teste de Causalidade de Granger

Os testes de causalidade de Granger efetuados na amostra completa apresentados na tabela 5A evidenciam que, com exceção do diferencial de taxa de inflação implícita de 2 anos, todos os testes não rejeitaram a hipótese nula que os fundamentos não causam no sentido de Granger o câmbio.

Quando a regressão inversa foi efetuada, tabela 5B, testando se o câmbio causa no sentido de Granger os fundamentos, foi evidenciado que o diferencial da taxa de juros nominal e o diferencial da taxa de juros real, para todos os períodos, rejeitaram a hipótese nula de não existência de causalidade.

Tabela 5 – Teste de Causalidade de Granger

A. P-valor de $H_0: \beta_0 = \beta_1 = 0$ em $s_t = \beta_0 + \beta_1 f_{i,t-1} + \beta_2 s_{t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
ic	0.34			

<i>cds</i>	0.79	0.87	0.79	0.71
<i>dii</i>	0.16	0.09*	0.39	0.41
<i>dir</i>	0.65	0.68	0.72	0.69
<i>ds</i>	0.25	0.26	0.55	0.48

B. P-valor de $H_0: \beta_0 = \beta_1 = 0$ em $f_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 s_{t-1} + \beta_2 f_{i,t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
<i>ic</i>	0.21			
<i>cds</i>	0.56	0.32	0.37	0.49
<i>dii</i>	0.51	0.64	0.51	0.11
<i>dir</i>	0.00***	0.00***	0.03**	0.05**
<i>ds</i>	0.09*	0.06*	0.08*	0.00***

A tabela demonstra p-valores para o teste de causalidade de Granger onde a hipótese nula é de não causalidade. Os asteriscos demonstram rejeição da hipótese nula a um nível de significância de respectivamente 1%(***), 5%(**) e 10%(*), indicando evidência de causalidade de Granger.

1 – para os dados do índice de commodities, o valor o teste é apurado para o dia t e não para 1 ano.

4.2 Teste de Instabilidade de Parâmetros

A tabela 6 mostra o resultado dos testes de instabilidade dos parâmetros para a amostra completa. Os resultados obtidos indicam que o teste convencional de causalidade apresentado na tabela 5A pode ser considerado, pois os testes de instabilidade de parâmetros, para todas as 17 regressões não rejeitaram a hipótese nula de estabilidade. Entretanto, quando a estabilidade dos parâmetros das regressões dos testes apresentados na tabela 5B, verificou-se que eles eram instáveis, com exceção do diferencial de taxa de juros real no prazo de 1 ano. Desta maneira, evidenciado que os parâmetros são instáveis, o resultado do teste de causalidade de Granger pode ser questionado, pois uma de suas premissas é que os parâmetros são constantes no tempo.

Tabela 6 – Teste de Instabilidade de Andrews

A. P-valor para estabilidade de $(\beta_{0t} \text{ e } \beta_{1t})$ em $s_t = \beta_{0t} + \beta_{1t} f_{i,t-1} + \beta_{2t} s_{t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
<i>ic</i>	0.45			
<i>cds</i>	0.88	0.72	0.58	0.47
<i>dii</i>	0.37	0.22	0.60	0.37
<i>dir</i>	0.72	0.63	0.71	0.65
<i>ds</i>	0.30	0.30	0.59	0.41

B. P-valor para estabilidade de $(\beta_{0t} \text{ e } \beta_{1t})$ em $f_{i,t} = \beta_{0t} + \beta_{1t} s_{t-1} + \beta_{2t} f_{i,t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
<i>ic</i>	0.17			
<i>cds</i>	0.54	0.47	0.38	0.32
<i>dii</i>	0.31	0.70	0.57	0.09*
<i>dir</i>	0.00***	0.01***	0.03**	0.05**
<i>ds</i>	0.13	0.06*	0.09*	0.00***

A tabela demonstra p-valores para o teste QLR de instabilidade de parâmetros de Andrews (1993) onde a hipótese nula é estabilidade. Os asteriscos demonstram rejeição da hipótese nula a um nível de significância de respectivamente 1%(***), 5%(**) e 10%(*) , indicando evidência de instabilidade.

l – para os dados do índice de commodities, o valor o teste é apurado para o dia t e não para l ano.

4.3 Teste de Causalidade de Granger Robusto a Instabilidade de Parâmetros (Rossi 2005b).

Na demonstração de Rossi (2005b) onde o teste de causalidade de Granger pode ser invalidado na presença de instabilidade de parâmetros um novo procedimento foi sugerido. O procedimento é baseado no teste conjunto da significância de variáveis adicionais que são presentes apenas no maior modelo e na sua estabilidade no tempo. É testado se a variável x_t tem algum conteúdo preditivo de y_t quando o parâmetro β_t pode ser variante no tempo (que é considerado quando β_t muda de β para $\bar{\beta} \neq \beta$ em algum ponto desconhecido no tempo).

O teste é implementado da seguinte forma. Suponha que o *shift* em β ocorra em um momento τ . Então $\hat{\beta}_{1\tau}$ e $\hat{\beta}_{2\tau}$ serão os estimadores OLS depois e antes do *shift*.

$$\hat{\beta}_{1\tau} = \left(\frac{1}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau-1} x_{t-1} x'_{t-1} \right)^{-1} \left(\frac{1}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau-1} x_{t-1} y_t \right)$$

$$\hat{\beta}_{2\tau} = \left(\frac{1}{T-\tau} \sum_{t=\tau}^{T-1} x_{t-1} x'_{t-1} \right)^{-1} \left(\frac{1}{T-\tau} \sum_{t=\tau}^{T-1} x_{t-1} y_t \right)$$

O teste é constituído de duas componentes:

$$\frac{\tau}{T} \hat{\beta}_{1\tau} + \left(1 - \frac{\tau}{T} \right) \hat{\beta}_{2\tau} \quad \text{e} \quad \hat{\beta}_{1\tau} - \hat{\beta}_{2\tau}$$

A primeira é a estimação com a amostra completa do parâmetro $\hat{\beta}$; um teste que é possível detectar se esse componente é zero, é possível detectar se o parâmetro é constante, mas diferente de zero. Entretanto, se o regressor causa no sentido de Granger a variável dependente de forma que o parâmetro mude, mas a média da estimativa seja zero, então o primeiro componente não detectará esta situação. O segundo componente é introduzido para captar justo esta situação. Ele é a diferença entre parâmetros estimados em duas sub-amostras. Um teste que seja capaz de identificar se este componente é zero, é capaz de detectar situações onde o parâmetro muda no momento τ . A estatística do teste é descrita conforme abaixo:

$$Exp - W_T^* = \frac{1}{T} \sum_{\tau=[0.15T]}^{[0.85T]} \frac{1}{0.7} \exp\left(\frac{1}{2}\right) \left(\left(\hat{\beta}_{1\tau} - \hat{\beta}_{2\tau} \right)' \left(\frac{\tau}{T} \hat{\beta}_{1\tau} + \left(1 - \frac{\tau}{T} \right) \hat{\beta}_{2\tau} \right)' \right) \hat{V}^{-1} \left(\begin{pmatrix} \hat{\beta}_{1\tau} - \hat{\beta}_{2\tau} \\ \left(\frac{\tau}{T} \hat{\beta}_{1\tau} + \left(1 - \frac{\tau}{T} \right) \hat{\beta}_{2\tau} \right) \end{pmatrix} \right)$$

onde

$$\hat{V} = \begin{pmatrix} \frac{\tau}{T} S'_{xx} \hat{S}_1^{-1} S_{xx} & 0 \\ 0 & \frac{T-\tau}{T} S'_{xx} \hat{S}_2^{-1} S_{xx} \end{pmatrix} \quad \text{e}$$

$$\hat{S}_1 = \left(\frac{1}{\tau} \sum_{t=2}^{\tau} x_{t-1} \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t' x'_{t-1} \right) + \sum_{j=2}^{\tau-1} \left(1 - \left| \frac{j}{\tau^{1/3}} \right| \right) \left(\frac{1}{\tau} \sum_{t=j+1}^{\tau} x_{t-1} \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-j}' x'_{t-1-j} \right) \quad e$$

$$\hat{S}_2 = \left(\frac{1}{T-\tau} \sum_{t=\tau+1}^{T-\tau} x_{t-1} \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t' x'_{t-1} \right) + \sum_{j=\tau+1}^{T-\tau} \left(1 - \left| \frac{j}{(T-\tau)^{1/3}} \right| \right) \left(\frac{1}{T-\tau} \sum_{t=j+1}^{T-\tau} x_{t-1} \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-j}' x'_{t-1-j} \right)$$

Considerando conjuntamente a hipótese nula de Causalidade de Granger e de parâmetros não variantes no tempo ($\beta_t = \beta = 0$), $Exp - W_{\tau}^*$ tem uma distribuição cujos valores críticos estão tabulados em Rossi (2005b). Caso não haja correlação serial nos dados, então apenas os primeiros componentes em \hat{S}_1 e \hat{S}_2 são relevantes.

A tabela 7 apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger robusto a instabilidade nos parâmetros. Os resultados na tabela 7A indicam que não há um resultado robusto de causalidade entre os fundamentos e a taxa de câmbio. Apenas dois fundamentos rejeitaram a hipótese nula: o diferencial de taxa de juros real e o diferencial de taxa de inflação implícita de 1 ano. Este resultado corrobora as evidências do teste de causalidade convencional. Indicando que movimentos dos fundamentos não precedem movimentos da taxa de câmbio.

Por outro lado, quando o teste robusto a instabilidade foi aplicado com o intuito de testar se a taxa de câmbio causa no sentido de Granger os fundamentos, todos os prazos do diferencial de taxa de juros real e diferencial de taxa de juros nominal rejeitaram a hipótese nula de não existência de causalidade. Este resultado também corrobora os resultados encontrados pelo teste convencional, entretanto considerando a causalidade dado a existência de instabilidade nos parâmetros, as evidências se tornaram mais fortes, uma vez que as rejeições a 1% de significância ocorreram em 7 das 8 regressões e no teste convencional elas ocorreram em 3 das 8 variáveis.

Tabela 7 – Teste de Causalidade de Granger robusto a instabilidade de parâmetros de Rossi (2005b) (amostra completa)

A. P-valor de $H_0: \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = 0$ em $s_t = \beta_0 + \beta_1 f_{i,t-1} + \beta_2 s_{t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
<i>ic</i>	0.12			
<i>cds</i>	0.79	0.18	0.29	0.33
<i>dii</i>	0.03**	0.11	0.31	0.29
<i>dir</i>	0.24	0.32	0.38	0.20
<i>ds</i>	0.03**	0.13	0.27	0.14

B. P-valor de $H_0: \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = 0$ em $f_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 s_{t-1} + \beta_2 f_{i,t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
<i>ic</i>	0.41			
<i>cds</i>	0.45	0.71	0.55	0.61
<i>dii</i>	0.72	0.14	0.16	0.04**
<i>dir</i>	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***
<i>ds</i>	0.06**	0.00***	0.00***	0.00***

A tabela demonstra p-valores para a hipótese nula de não existir causalidade de Granger robusto a instabilidade de parâmetros, Rossi (2005b). Os asteriscos demonstram rejeição da hipótese nula a um nível de significância de respectivamente 1%(***) e 5%(**), indicando evidência de causalidade de Granger.

1 – para os dados do índice de commodities, o valor o teste é apurado para o dia t e não para 1 ano..

5. CONCLUSÃO

Este trabalho analisou a relação entre as variações do câmbio Brasileiro e seus fundamentos. Foram utilizados dados diários extraídos de instrumentos negociados no mercado local e internacional entre 2005 e 2009.

Foram efetuados testes convencionais de causalidade e instabilidade de parâmetros, porém, após aplicar testes robustos a instabilidade de parâmetros, os resultados encontrados corroboraram com a os testes convencionais demonstrando evidências mais fortes que o câmbio possui informações sobre seus fundamentos. Não foram encontradas evidências que os fundamentos possuem alguma informação sobre o câmbio em períodos de estabilidade, o que pode significar que a dinâmica do câmbio é dominada por choques não observados. Os resultados apontam para o fato que o câmbio possui uma relação muito forte com o diferencial de taxa de juros nominal e taxa de juros real.

Os trabalhos mais atuais demonstram que as moedas de países tipicamente exportadores possuem informações sobre o índice de commodities mais representativo do país. No caso brasileiro, tal resultado não foi evidenciado de forma consistente uma vez que o câmbio possui informação apenas para as amostras separadas. Por outro lado, o índice de commodities brasileiro se mostrou robusto por conter informações sobre o diferencial de taxas de juros real, nominal e inflação em todos os vencimentos. Entre os outros fundamentos analisados, foi evidenciado que o credit default swap também possui informação sobre esses mesmos fundamentos.

Este estudo pode ser continuado através da análise mais específica da relação entre a dinâmica do cds e do câmbio utilizando teoria de portfolio ou ainda, da relação entre a dinâmica do índice de commodities e do câmbio com a construção de diferentes índices de commodities.

REFERÊNCIAS

- [1] B. Rossi, 2005b, Optimal Tests For Nested Model Selection With Underlying Parameter Instability. Duke University.
- [2] C. Chen, K. Rogoff, B. Rosi, 2008, Can Exchange Rates Forecast Commodity Prices?, National Bureau of Economic Research
- [3] C. Engel, N. Mark, K.D. West and B. Rossi, 2007, Comment on "Exchange Rate Models Are as Bad as You Think". Prepared for the 2007 NBER Macroeconomics Annual.
- [4] Y. Chen, 2004, Exchange Rates and Fundamentals: Evidence from Commodity Economies.
- [5] C. Engel, K.D. West, 2005, Exchange Rates and Fundamentals, Journal of Political Economy, vol 113, n.3. – 485
- [6] A. Inoue, B. Rosi, 2008, Which Structural Parameters Are "Structural"? Identifying the Source of Instabilities in Economic Models, UBC / NCSU and Duke University
- [7] M. Obstfeld, K. Rogoff, 1996, Foundations of International Macroeconomics, Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1996, cap. 8,9, p. 529, 625.
- [8] Y. Cheung, M. D. Chinn, A. G. Pascual, 2003, What Do We Know About Recent Exchange Rate Models? In-Sample Fit and Out-Of-Sample Performance Evaluated, CESifo Working Paper No 909, Presented at Venice Summer Institute, July 2002.
- [9] Y. Cheung, M. D. Chinn, A. G. Pascual, 2002, Empirical exchange rate models of the nineties: are any fit to survive?, NBER Working Papers, WP 9393
- [10] R. Meese, K. D. Rogoff, 1983b, The Out-Of-Sample Failure of Empirical Exchange Rate Models: Sampling Error or Misspecification?. In: Frenkel, J (ed), Exchange Rates and International Macroeconomics. Chicago: University of Chicago Press, 1983b, p. 67-105.
- [11] P. Bacchetta, E. van Wincoop, Can Information Heterogeneity Explain The Exchange Rate Determination Puzzle?, 2003, National Bureau of Economic Research, WP 9498
- [12] B. Rossi, 2005, Are Exchange Rates Really Random Walks? Some Evidence Robust to Parameter Instability. Duke University.
- [13] John Y. Campbell; Robert J. Shiller, 1987, Cointegration and Tests of Present Value Model, The Journal of Political Economy, Volume 95, Issue 5 (Oct. 1987), 1062-1088